

04-021

Trend analysis and changes in temperature values in the province of Cadiz (south-western Spain)

Amanda García Marín; José Luis Ayuso Ruiz; José Luis Ayuso-Muñoz; Javier Estévez;
Francisco Nicolás Cantero Chinchilla

Universidad de Córdoba;

Scientifically, it is accepted that the temperature of the air at the level of the earth surface has increased on a planetary scale. According to the 2014 Intergovernmental Panel on Climate Change report, the global average temperature has increased by 0.85 ° C from 1880 to 2012, not being homogeneously distributed over the earth's surface and varying between regions and locations. The analysis of various temperatura indices is useful as being highly representative of the climate trend of an area.

In this work we analyze the time series of 5 indexes of the temperatures registered in 3 stations of the province of Cadiz at monthly and annual scale, during the period 1956 - 2009, in order to detect trends through the nonparametric Mann test -Kendall and the existence of points of rupture or change in these time series using Pettit's nonparametric test.

For the three stations, both trends and points of change or rupture of the values of the time series of the temperature indices analyzed have been detected, mainly affecting the series corresponding to the months of the period from March to October.

Keywords: Temperatue; Climate Change; Trends;

Análisis de tendencias y cambios en la temperatura en la provincia de Cádiz

Científicamente no existe duda de que la temperatura del aire a nivel de la superficie terrestre ha aumentado a escala planetaria. Según el Informe de Evaluación (IE5) del Panel Intergubernamental sobre el Cambio Climático de 2014, la temperatura media global del planeta aumentó 0,85 °C durante el periodo 1880-2012, no siendo homogéneamente distribuida sobre la superficie de la Tierra y variando entre regiones y localizaciones. El análisis de diversos índices de temperatura es de gran utilidad al ser altamente representativo de la tendencia climática de un área.

En este trabajo se analizan las series temporales de 5 índices de las temperaturas registradas en 3 estaciones de la provincia de Cádiz a escala mensual y anual, durante el periodo 1956 – 2009, con el objeto de detectar tendencias mediante el test no-paramétrico de Mann-Kendall y la existencia de puntos de ruptura o cambio en dichas series temporales mediante el test no paramétrico de Pettit.

En las tres estaciones climatológicas se han detectado tanto tendencias como puntos de cambio o de ruptura de los valores de las series temporales de los índices de temperatura analizados, viéndose afectados principalmente las series correspondientes a los meses del periodo de marzo a octubre.

Palabras clave: Temperatura; Cambio climático; Tendencias;

Correspondencia: Amanda P. García Marín



Este obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-SinObraDerivada 4.0 Internacional. <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>

1. Introducción

De acuerdo al último Informe de Evaluación (IE5) del Panel Intergubernamental sobre el Cambio Climático (IPCC, 2014), el calentamiento en el sistema climático es inequívoco, y desde la década de 1950 muchos de los cambios observados no han tenido precedentes en los últimos decenios a milenios, siendo incuestionable la influencia de la actividad humana sobre el clima. De hecho, las emisiones antropogénicas de gases de efecto invernadero han aumentado desde la era preindustrial, impulsadas en gran medida por el crecimiento económico y demográfico, siendo en la actualidad más altas que nunca. Consecuentemente, el IE5 evidenció un aumento en la temperatura de la superficie terrestre en el siglo XX y pronosticó un aumento adicional para el siglo XXI con consecuencias naturales y antropogénicas (IPCC, 2014). La temperatura media global del planeta aumentó 0,85 °C durante el periodo 1880-2012, no siendo homogéneamente distribuido sobre la superficie de la Tierra y variando entre regiones y localizaciones. Cada uno de los tres últimos decenios ha sido sucesivamente más cálido en la superficie de la Tierra que cualquier decenio anterior desde 1850. Es muy probable que el período comprendido entre 1983 y 2012 haya sido el período de 30 años más cálido de los últimos 800 años en el hemisferio norte.

Diversos estudios evidencian el aumento de los valores medios de la temperatura a escala local o regional (Hu et al., 2012; Picacarreta et al., 2015; Feidas, 2016; Caloiero et al., 2017) como a gran escala espacial (Klein Tank and Können, 2003; Klok y Tank, 2009.; del Río et al., 2011).

El objetivo de este estudio es detectar las tendencias de los valores máximos, medios y mínimos de las temperaturas anuales y mensuales y cuantificar su magnitud, así como detectar y localizar los puntos de cambio de las respectivas series temporales. Para ello se evalúan 5 índices de temperatura durante el periodo 2056 – 2009, tanto a escala anual como mensual en tres estaciones de la provincia de Cádiz.

2. Área de estudio y datos utilizados

Este trabajo se circunscribe a la provincia de Cádiz cuyo clima, típicamente mediterráneo con influencias atlánticas, está caracterizado por las temperaturas suaves y la escasez de lluvias. Según la clasificación climática de Köppen-Geiger, el clima de Cádiz se considera Csa.

Para el estudio se ha dispuesto de las series de datos de temperatura diaria y mensual de tres estaciones climatológicas: 5960 Jerez, 5973 Cádiz y 6001 Tarifa (Figura 1). El periodo analizado comprende los años 1956 a 2009, ambos inclusive, y los datos fueron obtenidos de la base de datos originales de la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET). Los registros ausentes de las series de temperaturas mensuales (4,3 % en la estación 5973 Cádiz; 1 % en la estación 5960 Jerez, y 5,1 % en la estación 6001 Tarifa) fueron estimados mediante correlaciones lineales con la estación más próxima.

Figura 1. Mapa de situación de las estaciones climatológicas analizadas



3. Metodología

Se presentan en esta sección los enfoques metodológicos aplicados en este estudio.

3.1. **Índices de temperatura considerados**

Las series temporales de datos de temperatura analizadas en este trabajo son las correspondientes a los índices mostrados en la Tabla 1.

Tabla 1. Definición de índices de temperatura usados en este estudio

Índice	Definición	Unidades
T.Med.An.	Tª media anual de las temperaturas medias diarias	° C
T.Max.Med.An.	Tª media anual de las temperaturas máximas diarias	° C
T.Min.Med.An.	Tª media anual de las temperaturas mínimas diarias	° C
T.Max.Abs.An.	Tª máxima absoluta anual	° C
T.Min.Abs.An.	Tª mínima absoluta anual	° C
T.Med.Men.	Tª media mensual de las temperaturas medias diarias	° C
T.Max.Med.Men.	Tª media mensual de las temperaturas máximas diarias	° C
T.Min.Med.Men.	Tª media mensual de las temperaturas mínimas diarias	° C
T.Max.Abs.Men.	Tª máxima absoluta mensual	° C
T.Min.Abs.Men.	Tª mínima absoluta mensual	° C

3.2. **Análisis estadístico de tendencias y de puntos de cambio**

Para evaluar la posible existencia de tendencias temporales y de puntos de ruptura o puntos de cambio en las series temporales de los índices de temperatura analizados se utilizan los tests no paramétricos de Mann-Kendall y de Pettit, respectivamente. Estos tests se aplicarán a las correspondientes series temporales anuales y mensuales de los índices de temperatura mencionados anteriormente.

Test de Mann-Kendall para análisis de tendencias

Este test, no paramétrico basado en el rango, propuesto por Mann (1945) y Kendall (1975) evalúa la significancia de una tendencia, y es ampliamente usado en la detección de tendencias en las series temporales de datos hidro-climáticos (Yue et al., 2002; Kahya

y Kalayci, 2004; Jung, Bae y Kim, 2011; Shadmani, Madofi y Roknian, 2012; Rougé, Ge y Cai, 2013).

La hipótesis nula H_0 establece que una muestra de datos (x_1, x_2, \dots, x_n) es independiente e idénticamente distribuida, mientras que la hipótesis alternativa H_1 establece que existe una tendencia monótonica en x . El estadístico del test S viene expresado como (Yu et al., 1993; Douglas, Vogel y Kroll, 2000; Hamed, 2008)

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(x_j - x_i) \quad (1)$$

Donde x_i, x_j son los datos secuenciales, n es el número total de datos de la serie temporal, y $\text{sign}(x_j - x_i)$ es 1 para $(x_j - x_i) > 0$; 0 para $(x_j - x_i) = 0$, y -1 para $(x_j - x_i) < 0$. Cuando $n \geq 8$, el estadístico S es aproximadamente normalmente distribuido. Cuando no existen valores repetidos de los datos, la media y la varianza vienen expresadas por

$$E(S) = 0 \quad (2)$$

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (3)$$

Cuando algunos datos de la serie se repiten, la varianza llega a ser

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^m t_j(t_j-1)(2t_j+5)}{18} \quad (4)$$

Donde m es el número de grupos de datos repetidos, cada uno con t_i observaciones repetidas. Para $n > 10$ el estadístico estandarizado del test, Z , es calculado por

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

Este estadístico, Z , sigue la distribución normal tipificada con media cero y varianza unidad, y se usa para detectar una tendencia significativa. Según que Z sea mayor o menor que cero. Indicará tendencia creciente o decreciente, respectivamente, en la serie temporal. Por consiguiente, se rechazará la hipótesis nula H_0 al nivel de significancia α (la probabilidad de que el test detecte tendencia cuando no la hay) si $|Z| > Z_{1-\alpha/2}$, donde $Z_{1-\alpha/2}$ es el valor crítico de Z según la distribución normal tipificada. Para el nivel de significancia del 5%, el valor de $Z_{1-\alpha/2}$ es 1,9604.

En este trabajo la significancia de la tendencia se evaluará al nivel del 5 %, de modo que si $Z > 1,9604$, existirá una tendencia creciente estadísticamente significativa y si $Z < -1,9604$, existirá una tendencia decreciente significativa. En otros casos las tendencias detectadas no serán estadísticamente significativas.

La estimación no paramétrica de la magnitud de la pendiente de la tendencia se obtiene como

$$\beta = \text{Mediana} \left[\frac{(x_j - x_i)}{(j-i)} \right] \quad \text{par todo } i < j \quad (6)$$

Donde x_i y x_j son los puntos dato medidos en los tiempos j e i , respectivamente. El signo positivo o negativo de β indica tendencia creciente o decreciente.

Test de Pettit para análisis de punto de cambio

Las series temporales de las diferentes índices considerados pueden contener saltos abruptos que dividan a la serie en dos subperiodos. El test no paramétrico de Pettit (Pettit, 1979) es ampliamente utilizado en la literatura para detectar la ocurrencia de un salto abrupto o punto de cambio significativo en la media de una serie temporal. Este test es particularmente útil cuando se desconoce la localización del punto de cambio.

La hipótesis nula H_0 (inexistencia de cambio) es probada frente a la hipótesis alternativa H_1 (existencia de cambio) usando el estadístico no paramétrico K . Dada una serie temporal, (x_1, x_2, \dots, x_n) , se utilizan los rangos r_1, r_2, \dots, r_n para calcular el estadístico U_k (Wijngaard et al., 2003)

$$U_k = 2 \sum_{i=1}^k r_i - k(n+1) \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

El estadístico de este test viene expresado por

$$K = \max_{1 \leq k \leq N} |U_k| \quad (8)$$

La representación gráfica de los valores U_k , resultados del test, pueden mostrar la ocurrencia de un punto de cambio en la serie en donde U_k alcanza un máximo o un mínimo. Para probar la significancia estadística del punto de cambio, se compara el valor calculado de K con su valor teórico en el nivel de probabilidad α , dado como

$$K_\alpha = \left[\frac{-\ln \alpha (n^3 + n^2)}{6} \right]^{1/2} \quad (9)$$

Fijado α (p.e., 0,05) la hipótesis nula H_0 (inexistencia de cambio) se rechaza cuando $K > K_\alpha$. Cuando exista un punto de cambio, la serie es fragmentada en dos subperiodos en el punto de cambio.

4. Resultados y discusión

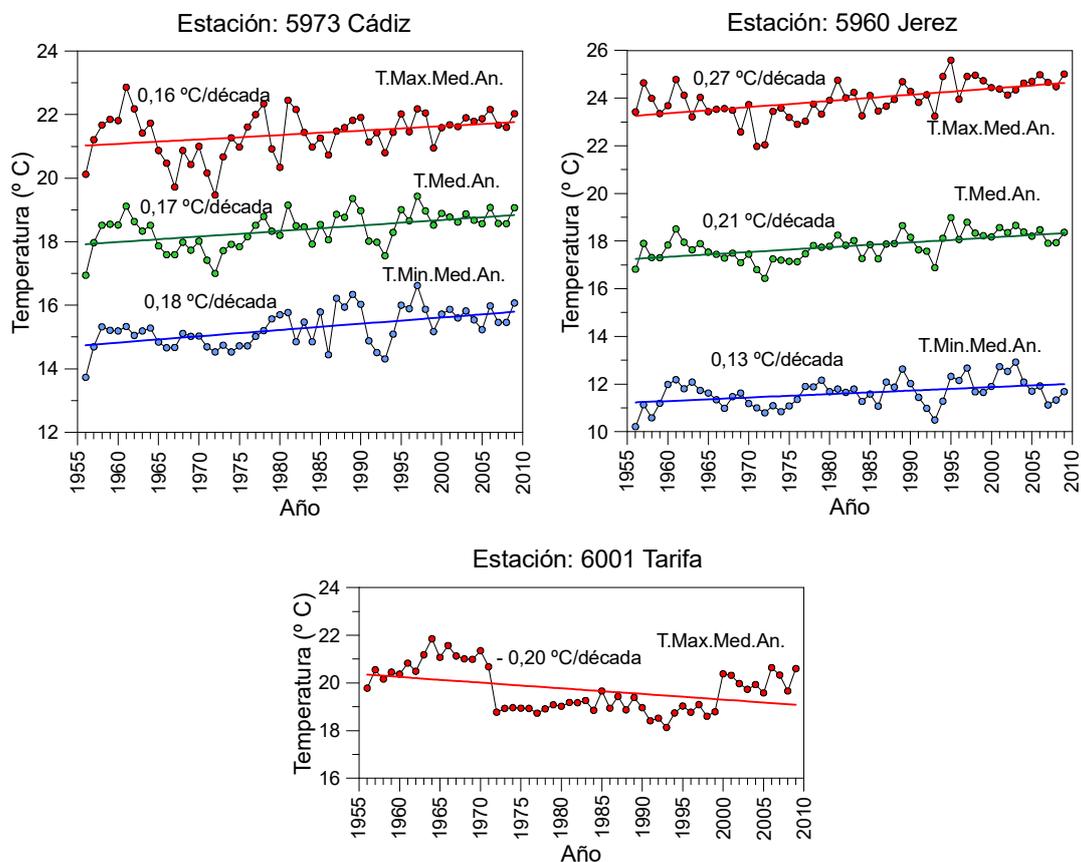
El análisis de tendencias y de punto de cambio de los valores de las series temporales de los índices de temperatura de los datos mensuales y anuales registrados en las tres estaciones de la provincia de Cádiz para el periodo 1956 – 2009 se han realizado con un nivel de significancia del 5 %, de modo que solamente las tendencias y puntos de cambio con este nivel de significancia se discuten y se muestran en las tablas y figuras.

Tabla 2. Tendencias estadísticamente significativas de los índices de temperatura anuales expresadas en °C/década, según el test de Mann-Kendall.

Estación	T.Med.An.	T.Max.Med.An	T.Min.Med.An	T.Max.Abs.An	T.Min.Abs.An
5973 Cádiz	0,17	0,16	0,18	-	-
5960 Jerez	0,21	0,27	0,13	-	-
6001 Tarifa	-	-0,20	-	-	-

Respecto a los resultados obtenidos con los índices de temperatura a escala anual, el análisis de tendencias en las tres estaciones se resume en la Tabla 2, donde se muestra que la temperatura media anual (T.Med.An.), la media anual de las temperaturas máximas diarias (T.Max.Med.A.) y la media anual de las temperaturas mínimas diarias (T.Min.Med.An.) presentan claras tendencias crecientes en la estación de Cádiz (capital) y de Jerez, variando estas tendencias crecientes entre $0,13\text{ }^{\circ}\text{C/década}$ y $0,27\text{ }^{\circ}\text{C/década}$. Sin embargo, la estación de Tarifa solo presenta una tendencia opuesta (decreciente), de la T.Max.Med.An. de una cuantía de $-0,20\text{ }^{\circ}\text{C/década}$. La Figura 2 muestra las tendencias de los índices de temperatura a escala anual. La existencia de tendencias implica la no estacionariedad de las series y puede incluir la existencia de saltos y ciclos.

Figura 2. Tendencias de los índices de temperatura a escala anual en las tres estaciones consideradas en el estudio

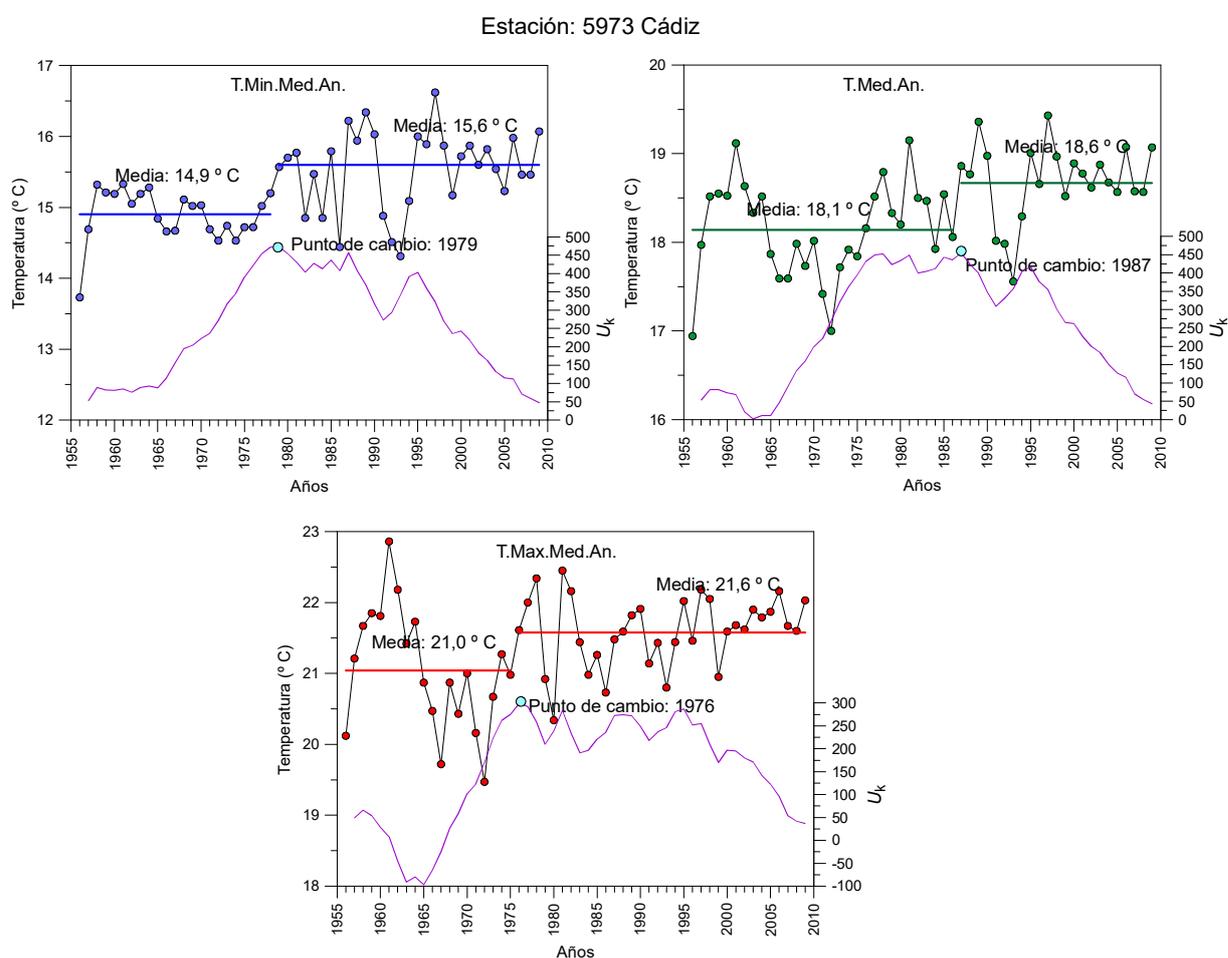


Una vez realizado el análisis de tendencias procede realizar el análisis de puntos de cambio o de ruptura de las series temporales de los diversos índices propuestos. La aplicación del test de Pettit a las series anuales ha mostrado la existencia de puntos de cambio cambios en la mayoría de ellas. La Tabla 3 muestra los años en los que se producen dichos cambios y la Figura 3 muestra los puntos de ruptura de las series temporales de la estación de Cádiz (capital). La existencia de un punto de cambio o de ruptura determina la no homogeneidad de los datos de la serie original, constituyéndose dos subseries cuyos valores medios difieren claramente como se puede observar en la Figura 3.

Tabla 3. Años en los que se producen rupturas o puntos de cambio en las series temporales de los índices analizados según el test de Pettit

.Estación	T.Med.An.	T.Max.Med.An	T.Min.Med.An	T.Max.Abs.An	T.Min.Abs.An
5973 Cádiz	1987	1976	1979	-	-
5960 Jerez	1987	1989	1977	-	-
6001 Tarifa	1972	1971	1998	1971	-

Figura 3. Resultados de los puntos de cambio de las series anuales de los índices T.Min.An., T.Med.An. y T.Max.Med.An. en la estación 5973 Cádiz, obtenidos mediante el test de Pettit



Respecto a los resultados obtenidos con los índices de temperatura a escala mensual, el análisis de tendencias en las tres estaciones se resume en la Tabla 4 donde se muestran los valores de las tendencias de los 5 índices estudiados. Las magnitudes de las tendencias crecientes fluctúan entre 0,13 y 0,60 °C/década, mientras que las magnitudes de las tendencias decrecientes fluctúan entre -0,14 y -0,44 °C/década. Las tendencias

crecientes se presentan en las estaciones de Cádiz (capital) y Jerez y las tendencias negativas en la estación de Tarifa.

La mayoría de los meses donde se manifiestan tendencias, crecientes o decrecientes, corresponden al periodo marzo – septiembre, siendo los meses de abril a agosto donde más tendencias se manifiestan en los índices mensuales.

La aplicación del test de Pettit a las series mensuales de los 5 índices establecidos ha permitido estimar los años en los que se producen los cambios o rupturas de las series. En la Tabla 5 se indican los años en los que acontecen estos cambios o rupturas.

Tabla 4. Tendencias estadísticamente significativas de los índices de temperatura mensuales expresadas en °C/década, según el test de Mann-Kendall.

Estación	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
T.Med.Men.												
5973 Cádiz	-	-	0,24	0,17	-	0,33	-	-	-	-	-	0,26
5960 Jerez	-	-	0,23	0,23	-	0,38	0,28	0,23	-	-	-	-
6001 Tarifa	-	-	-	-0,14	-0,17	-	-0,22	-0,24	-0,20	-0,18	-	-
T.Max.Med.Men.												
5973 Cádiz	0,21	-	0,30	-	-	-	-	-	-	-	0,28	0,31
5960 Jerez	-	0,29	0,42	-	-	0,43	0,27	-	-	-	-	0,25
6001 Tarifa	-	-0,17	-	-0,21	-0,29	-0,33	-0,40	-0,38	-0,34	-0,29	-0,22	-
T.Min.Med.Men.												
5973 Cádiz	-	-	0,20	0,19	0,22	0,44	0,23	0,25	-	0,25	-	-
5960 Jerez	-	-	-	0,18	0,21	0,33	0,27	0,26	-	0,21	-	-
6001 Tarifa	-	-	-	-	-	0,13	-	-	-	-	-	-
T.Max.Abs.Men.												
5973 Cádiz	-	-	0,45	-	-	-	-	-	-	-	0,27	0,24
5960 Jerez	-	-	0,60	0,40	-	-	0,32	0,31	-	-	0,38	-
6001 Tarifa	-	-0,36	-	-	-	-	-0,44	-	-0,33	-	-	-0,26
T.Min.Abs.Men.												
5973 Cádiz	-	-	-	0,21	-	-	0,15	0,29	-	-	-	-
5960 Jerez	-	-	-	-	-	0,46	0,32	0,34	0,28	0,45	-	-
6001 Tarifa	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Tabla 5. Años en los que se producen rupturas o puntos de cambio en las series temporales de los índices analizados

Estación	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
T.Med.Men.												
5973 Cádiz	-	-	1977	1995	-	1981	1988	-	-	-	1977	1976
5960 Jerez	-	-	1987	1995	1989	1994	1988	1988	1977	-	-	1976
6001 Tarifa	1985	-	-	1971	1971	2000	1972	1972	1972	1972	-	-
T.Max.Med.Men.												
5973 Cádiz	1989	-	1977	1992	-	1998	-	-	-	-	1977	1974
5960 Jerez	-	-	1981	1992	-	1994	1988	-	-	-	1970	1974
6001 Tarifa	1976	1981	1971	1972	1971	1971	1972	1972	1972	1972	1974	-
T.Min.Med.Men.												
5973 Cádiz	-	-	1987	1995	1986	1980	1987	1987	1978	1983	-	1976
5960 Jerez	-	-	-	1996	1989	1994	1985	1987	1977	-	-	1975
6001 Tarifa	1999	-	1977	-	-	1979	-	-	1992	-	1999	1972
T.Max.Abs.Men.												
5973 Cádiz	1994	-	1976	-	-	-	-	-	-	-	1975	1974

Estación	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
5960 Jerez	-	-	1987	1991	-	-	1988	-	-	-	1969	1974
6001 Tarifa	1973	1980	-	-	1971	1972	1976	1972	1972	1972	1972	1972
T.Min.Abs.Men.												
5973 Cádiz	-	-	-	1982	-	1985	1985	1979	1983	-	-	-
5960 Jerez	-	-	-	-	-	1994	1969	1979	1977	1985	1981	-
6001 Tarifa	-	-	-	-	2000	1979	2000	-	-	-	1999	1999

5. Conclusiones

El cambio climático global que está ocurriendo a escala planetaria está afectando a la provincia de Cádiz de manera opuesta al estar manifestándose con tendencias crecientes de determinados índices de temperatura en dos de las estaciones analizadas y con tendencias decrecientes en la tercera estación considerada en este estudio.

Específicamente los resultados obtenidos en este estudio pueden resumirse como sigue:

- Las temperaturas medias anuales, medias anuales de las máximas diarias y medias anuales de las mínimas diarias muestran una clara tendencia creciente entre 0,13 y 0,27 °C/decada en las estaciones de Cádiz (capital) y Jerez. Por el contrario en la estación de Tarifa solo se observa una clara tendencia decreciente de -0,20 °C/decada en la media anual de las temperaturas máximas diarias.
- No se han detectado ningún tipo de tendencia en las temperaturas máximas y mínimas absolutas anuales en ninguna de las tres estaciones.
- La mayoría de las series anuales de los índices de temperatura analizados presentan puntos de cambio.
- Los diversos índices de temperatura mensuales presentan tendencias crecientes en una gran diversidad de meses en las estaciones de Cádiz y Jerez, pero afectando principalmente a los meses de marzo a septiembre, siendo el índice T.Min.Med.Men. en que más meses incide, y el índice T.Min.Abs.Men. en que menos meses incide. Por el contrario la estación de Tarifa presenta tendencias decrecientes en los índices T.Med.Men., T.Max.Med.Men. y T.Max.Abs.Men. en una amplia variedad de meses.
- Todas las series temporales de los 5 índices analizados presentan puntos de cambio en diversos meses en cada una de las tres estaciones.

6. Referencias

- CALOIERO T., R. COSCARELLI, E. FERRARIC y B. SIRANGELOD, 2017. *Trend analysis of monthly mean values and extreme indices of daily temperature in a region of southern Italy*. International Journal of Climatology, DOI: 10.1002/joc.5003.
- DEL RÍO S., L. HERRERO, C. PINTO-GOMES Y A. PENAS, 2011. *Spatial analysis of mean temperature trends in Spain over the period 1961–2006*. Global and Planetary Change, 78(1–2):65–75.

- DOUGLAS E.M., R.M. VOGEL AND C.N. KROLL, 2000. *Trends in floods in low flows in the United States: impact of spatial correlation*. Journal of Hydrology, 240: 90-105.
- FEIDAS H., 2016. *Trend analysis of air temperature time series in Greece and their relationship with circulation using surface and satellite data: recent trends and an update to 2013*. Theoretical Applied Climatology. DOI 10.1007/s00704-016-1854-2.
- HAMED K.H., 2008. *Trend detection in hydrologic data: The Mann–Kendall trend test under the scaling hypothesis*. Journal of Hydrology, 349: 350– 363.
- HU Y., S. MASKEY Y S. UHLENBROOK, 2012. *Trends in temperature and rainfall extremes in the Yellow River source region, China*. Climatic Change (2012) 110:403–429.
- IPCC, 2014. *Cambio climático 2014: Informe de síntesis. Quinto Informe de Evaluación del Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático*, R.K. Pachauri y L.A. Meyer (eds.). IPCC, Ginebra, Suiza.
- JUNG I-W, D.H.BAE AND G. KIM, 2011. *Recent trends of mean and extreme precipitation in Korea*, International Journal of Climatology, 31: 359–370.
- KAHYA E. AND S. KALAYCI, 2004. *Trend analysis of streamflow in Turkey*, Journal of Hydrology, 289: 128–144.
- KENDALL M.G., 1975. *Rank Correlation Methods*, Ed, Charles Griffin, London.
- KLEIN TANK A.M.G. y G.P. KÖNNEN, 2003. *Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe, 1946–99*. Journal of Climate, 16: 3665–3680.
- KLOK E.J. Y A. TANK, 2009. *Updated and extended European dataset of daily climate observations*. International Journal of Climatology, 29: 1182–1191.
- MANN H.B., 1945. *Nonparametric tests against trend*. Econometrica, 13, 245-259.
- PETTIT A.N., 1979. *A Non-parametric Approach to the Change-point Problem*. Applied Statistics, 28(2):126-135.
- PICCARRETA M, LAZZARI M, PASINI A. 2015. *Trends in daily temperature extremes over the Basilicata region (southern Italy) from 1951 to 2010 in a Mediterranean climatic context*. International Journal of Climatology, 35: 1964–1975.
- ROUGÉ C, Y. GE AND X. CAI, 2013. *Detecting gradual abrupt changes in hydrological records*. Advances in Water Resources, 53: 33-44.
- SHADMANI M., S.MAROFIAND AND M.ROKNIAN, 2012. *Trend Analysis in Reference Evapotranspiration Using Mann-Kendall and Spearman's Rho Tests in Arid Regions of Iran*, Water Resources Management, 26:211–224.
- WIJNGAARD J.B., AM.G. KLEIN TANK and G.P. KONNEN, 2003. *Homogeneity of 20th century european daily temperature and precipitation series*. International Journal of Climatology, 23: 679-692.
- YU Y.S., S. ZOU and D. WHITTEMORE, 1993. *Nonparametric trend analysis of water quality data of rivers in Kansas*. Journal of Hydrology 150: 61–80.

YUE S., P. PILON, B. PHINNEYAND G. CAVADIAS, 2002. *The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series*, Hydrologycal Processes, 16: 1807-1829